

# Effect verandering kinderopvangsubsidie op arbeidsparticipatie

Tussen 2005 en 2009 is de kinderopvangtoeslag in Nederland aanzienlijk verhoogd. Hierdoor daalde de ouderbijdrage met gemiddeld vijftig procent. Daarnaast werd de (inkomensafhankelijke) combinatiekorting verhoogd. Dit beleid had als belangrijkste doel het verhogen van de arbeidsparticipatie van moeders. Een verschillen-verschillen-analyse laat zien dat de arbeidsparticipatie van moeders met kinderen jonger dan 12 jaar met 2,3 procentpunt (3,0 procent) is gestegen door deze hervorming. Het aantal gewerkte uren per week steeg voor deze groep met 1,1 uur (6,2 procent).

**LEON BETTENDORF**  
Wetenschappelijk medewerker bij het Centraal Planbureau

**EGBERT JONGEN**  
Wetenschappelijk medewerker bij het Centraal Planbureau

**PAUL MULLER**  
Promovendus aan de Vrije Universiteit Amsterdam

Cijfers van OESO-landen laten een duidelijk positief verband zien tussen de overheidsuitgaven aan kinderopvang en de arbeidsparticipatie van moeders. De vraag is echter of de arbeidsparticipatie van moeders relatief hoog is door de relatief hoge overheidsuitgaven aan kinderopvang of dat het net andersom is. Recent empirisch onderzoek gebruikt grote beleidshervormingen als exogene variatie in de prijs van kinderopvang om het causale effect van kinderopvangsubsidies op arbeidsparticipatie te bepalen (Bettendorf *et al.*, 2012). Een ingrijpende hervorming van de subsidieregeling in Nederland tussen 2005 en 2009 leent zich voor een soortgelijke analyse. Voltman *et al.* (2011) vinden dat deze hervorming de participatie van vrouwen heeft verhoogd met 50.000 personen. In dit onderzoek is een soortgelijke schatting uitgevoerd, maar wordt een controlegroep gebruikt die een meer vergelijkbare trend heeft met de doelgroep. Het effect is dan kleiner: een toename in de partici-

patie van vrouwen met 30.000 personen. Daarnaast wordt gekeken naar het effect op het aantal gewerkte uren, naar de effecten voor subgroepen en naar de effecten voor mannen.

## WET KINDEROPVANG

De geanalyseerde hervorming van het kinderopvangbeleid bestond uit een aantal maatregelen in de periode 2005–2009. Allereerst werd in 2005 de Wet kinderopvang ingevoerd, waardoor alle kinderopvangplaatsen in aanmerking kwamen voor dezelfde subsidie. De subsidies werden daarnaast uitgebreid naar gastouderopvang. In 2006 en 2007 werd het subsidiepercentage voor kinderopvang vervolgens drastisch verhoogd, met name voor de midden- en hogere inkomens. Voor de lagere inkomens was het percentage al hoog en veranderde er weinig aan de subsidie. Gemiddeld nam de ouderbijdrage hierdoor af met vijftig procent ten opzichte van 2005. In 2007 werden bovendien scholen verplicht om mee te werken aan de organisatie van naschoolse opvang. Dit pakket van maatregelen leidde ertoe dat de overheidsuitgaven aan kinderopvang stegen van één miljard euro in 2005 naar drie miljard in 2009.

In dezelfde periode is daarnaast de inkomensafhankelijke combinatiekorting met ruim één miljard euro geïntensiveerd, en is de 'gewone' combinatiekorting met een budgettair beslag van een kleine half miljard euro afgeschaft. Deze kortingen hebben dezelfde doelgroep als de kinderopvangtoeslag. Aangezien het effect van de kinderopvanghervorming niet geïsoleerd kan worden, geven de gepresenteerde schattingen dus het gezamenlijke effect.

## METHODE

Het effect van de hervorming wordt geschat met een verschillen-verschillen-methode. Het eerste verschil komt uit een vergelijking van de uitkomst voor de doelgroep voor en na de hervorming. Om te corrigeren voor het effect van andere factoren dan de hervorming wordt een tweede verschil gemaakt. De wijziging van de uitkomst voor de doelgroep voor en na de hervorming wordt vergeleken met die van een controlegroep

voor en na de hervorming. Het verschil in het verschil van de uitkomst geeft dan het beleidseffect. Voor de verschil-in-verschillen-analyse is het cruciaal dat de doelgroep en controlegroep dezelfde trend zouden volgen in afwezigheid van de hervorming. De doelgroep bestaat uit vrouwen (tussen de 20 en 50 jaar oud) met een jongste kind tot 12 jaar oud. Mogelijke controlegroepen zijn moeders met een ouder jongste kind (12–17 jaar oud) of vrouwen zonder kinderen (Voltman *et al.* (2011) gebruiken beide groepen samen als controlegroep). Om in te schatten welke groep de meest vergelijkbare trend in arbeidsparticipatie en gewerkte uren heeft, zijn de trends voor deze groepen weergegeven in figuur 1. De verticale lijn geeft het begin van de hervorming aan. Voor de hervorming, in de periode 1995–2004, heeft de groep van vrouwen met een jongste kind van 12–17 jaar oud een trend die sterk overeenkomt met die van de doelgroep. De ontwikkeling van het arbeidsaanbod van vrouwen zonder kinderen is aanmerkelijk vlakker. Ook op basis van formele tests zijn moeders met een ouder kind de beste controlegroep.

Vergelijking (1) wordt geschat, waarbij  $i$  het individu aanduidt,  $g$  de groep en  $t$  het jaar.

$$y_{igt} = \alpha_i + X_i \beta + \gamma_g + \delta_1 D_{g1} + \delta_2 D_{g2} + \varepsilon_{igt} \quad (1)$$

De uitkomstvariabele (participatie) is  $y_{igt}$ ;  $\alpha_i$  zijn de jaareffecten;  $X_i$  zijn individuele karakteristieken en  $\gamma_g$  is het resterende niveauverschil tussen de doelgroep en de controlegroep (in de schattingen is een aparte groepsdummy gebruikt voor personen met een jongste kind 0–3, 4–7 en 8–11 jaar oud). De dummy's  $D_{g1}$  en  $D_{g2}$  hebben de waarde 1 als het individu behoort tot de doelgroep tijdens de hervormingsjaren 2005–2007 respectievelijk 2008–2009, en anders 0. De coëfficiënt  $\delta_1$  geeft dus het beleidseffect op de korte termijn en  $\delta_2$  op de middellange termijn. De gebruikte data zijn afkomstig uit de Enquête Beroepsbevolking (EBB) voor de periode 1995–2009. De EBB is een herhaalde crosssectie, uitgevoerd door het Centraal Bureau voor de Statistiek. De enquête bevat informatie over het arbeidsaanbod (zowel participatie als gewerkte uren per week), individuele karakteristieken en karakteristieken van het huishouden. Voor een verschil-in-verschillen-analyse is het belangrijk dat er geen verschillende veranderingen in karakteristieken plaatsvinden in de doel- en controlegroep – dit is het geval (Bettendorf *et al.*, 2012).

## RESULTATEN

Tabel 1 geeft de geschatte beleidseffecten op de participatie van moeders in personen. Kolom (1) geeft de hoofdresultaten. Het kortetermijneffect (2005–2007) is 1,5 procentpunt, het effect op de middellange termijn (2008–2009) is 2,3 procentpunt (3,0 procent). De volgende twee kolommen geven de uitkomsten van twee gevoeligheidsanalyses. Een probleem zou kunnen zijn dat sommige vrouwen in de doelgroep in latere jaren deel uitmaken van de controlegroep. Als het effect op arbeidsaanbod aanhoudt nadat het kind 12 jaar oud is, dan heeft de hervorming ook een effect op de controlegroep. Dit leidt tot een onzuivere schatting. In kolom (2) wordt dit probleem opgelost door vrouwen in de controlegroep die in voorgaande jaren tot de doelgroep behoorden niet op te nemen. Dit leidt tot wat hogere coëfficiënten, maar deze zijn niet significant verschillend van de basisregressie. In kolom

(3) ten slotte wordt een hervormingseffect voor de jaren 2000–2004 meegeschat. Dit zogenoemde placebo-effect mag niet significant zijn, aangezien er geen veranderingen in het kinderopvangbeleid waren in deze periode. Het placebo-effect is inderdaad klein en niet significant verschillend van nul.

Voor de verschil-in-verschillen-analyse is het cruciaal dat de doelgroep en controlegroep dezelfde trend zouden volgen in afwezigheid van de hervorming

Ontwikkeling van participatiegraad en aantal gewerkte uren van doel- en controlegroep

FIGUUR 1



Bron: CBS EBB

Daarnaast veranderen de hervormingseffecten nauwelijks door het toevoegen van de placebodummy voor 2000–2004.

Tabel 2 geeft de effecten op het aantal gewerkte uren. In kolom (1) is een Heckman-selectiemodel geschat, met het aantal gewerkte uren per week als afhankelijke variabele. Dit model houdt rekening met een verschillend effect op de participatie en de uren per werkende, en met correlatie tussen de storingstermen in de participatie- en urenvergelijking. Het aantal gewerkte uren stijgt met 0,7 uur per week in 2005–2007 en met 1,1 uur per week in 2008–2009. Het weglaten van personen in de controlegroep die voorheen deel uitmaakten van de doelgroep, kolom (2), leidt wederom tot wat grotere effecten, maar niet significant verschillend van de basisregressie. Kolom (3) laat zien dat het toevoegen van een placebo-hervormingscoëfficiënt in het Heckman-model de schattingen nauwelijks beïnvloedt en de placebodummy voor 2000–2004 is wederom niet significant verschillend van nul.

Dezelfde analyse is uitgevoerd voor een aantal subgroepen: (i) laag-, middel- en hoogopgeleiden; (ii) alleenstaande vrouwen en vrouwen met partner; (iii) allochtonen en autochtonen, en (iv) vrouwen met een kind van 0–3, 4–7 en 8–11 jaar oud. Er blijkt geen effect op laagopgeleiden te zijn. Dit kan verklaard worden door het feit dat laagopgeleiden vaker een laag inkomen hebben en de subsidieregeling voor lage inkomens nauwelijks veranderd is. Het effect op middel-

en hoogopgeleiden is wat groter dan voor het totaal. Verder neemt participatie meer toe voor alleenstaanden, allochtonen en moeders met een kind van 0–3 jaar oud. Voor moeders met een ouder jongste kind (8–11) is het effect relatief klein. Deze patronen treden op bij zowel participatie als uren. De modellen zijn ook geschat voor jonge vaders. Deze schattingen laten zien dat er voor mannen geen significant effect is op de participatie in personen, maar wel een klein negatief effect op het aantal gewerkte uren van –0,4 uur per week. Tot slot is de toename in het aantal gewerkte uren van moeders gesplitst in een toename doordat een deel van de moeders begint met werken (extensieve marge) en een toename doordat reeds werkende moeders meer uren gaan werken (intensieve marge). Hiervoor is gebruikgemaakt van een recent ontwikkelde methode van Staub (2010) die toelaat dat het aantal gewerkte uren door toetreders verschilt van het aantal gewerkte uren van reeds werkende vrouwen. De decompositie leidt tot de conclusie dat ongeveer driekwart van de toename in gewerkte uren komt door reeds werkende vrouwen.

### CONCLUSIE

Een verschil-in-verschillen-analyse van individuele data laat zien dat vrouwen in Nederland met een jongste kind van 0 tot 12 jaar oud hun arbeidsparticipatie hebben vergroot in reactie op de verhoging van de kinderopvangtoeslag tussen 2005 en 2009 en de verhoging van de inkomensafhankelijk combinatiekorting. De arbeidsparticipatie nam toe met 2,3 procentpunt (3 procent, 30.000 personen), terwijl het aantal gewerkte uren toenam met 1,1 uur per week (6,2 procent). Een soortgelijke schatting voor vaders wijst uit dat er geen significant effect op participatie is, maar wel een klein negatief effect op gewerkte uren van –0,4 uur per week (–1 procent). Omgerekend impliceren deze schattingen een totale stijging van het aantal voltijdbanen met ongeveer 30.000. Resterende vragen voor toekomstig onderzoek zijn de effecten op kinderen en de kosten-baten-verhouding voor de overheid.

Beleids­effect op participatiegraad

TABEL 1

	(1) OLS	(2) OLS – geen overlap	(3) OLS – met placebo
Placebo-effect (2000–2004)	-	-	-0,005
Hervormingseffect (2005–2007)	0,015 **	0,025 **	0,012 *
Hervormingseffect (2008–2009)	0,023 ***	0,034 ***	0,021 ***
Aantal observaties	263.231	249.785	263.231

\*/\*\*/\*\* Significat op respectievelijk tien-, vijf- en eenprocentniveau

Beleids­effect op aantal gewerkte uren per week

TABEL 2

	(1) Heckman	(2) Heckman – geen overlap	(3) Heckman – met placebo
Placebo-effect (2000–2004)	-	-	-0,196
Hervormingseffect (2005–2007)	0,661 ***	0,883 ***	0,613 **
Hervormingseffect (2008–2009)	1,075 ***	1,493 ***	0,999 ***
Aantal observaties	231.097	192.962	231.097

\*/\*\*/\*\* Significat op respectievelijk tien-, vijf- en eenprocentniveau

### LITERATUUR

- Bettendorf, L., E. Jongen en P. Muller (2012) Childcare subsidies and labour supply: evidence from a large Dutch reform. *CPB Discussion Paper*, 217.
- Staub, K. (2010) A causal interpretation of extensive and intensive margin effects in generalized Tobit models. *University of Zurich, Socioeconomic Institute, Working Paper*, 1012.
- Voltman, M., H. de Boer en H. Erken (2011) Kinderopvangbeleid en arbeidsparticipatie van vrouwen. *ESB* 96(4623), 714–717.